

Artículo publicado en el Repositorio Institucional del IMTA

<i>Título</i>	Predicción hidrológica mediante el Método de la Avenida Índice para dos poblaciones.
<i>Autor / Adscripción</i>	Alfonso Gutiérrez López Aldo Iván Ramírez Instituto Mexicano de Tecnología del Agua
<i>Publicación</i>	Ingeniería Hidráulica en México, 20(2): 37-47
<i>Fecha de publicación</i>	2005
<i>Resumen</i>	En México, la ocurrencia de fenómenos hidrometeorológicos extremos es prácticamente una constante cada año. Estos fenómenos son causantes de avenidas importantes tanto en zonas montañosas como en las planicies de inundación, y pueden generar graves inundaciones con las consiguientes pérdidas económicas y problemas sociales. En México es común el uso del Método de la Avenida índice, el cual es una herramienta útil para el planteamiento de esquemas de predicción hidrológica en cuencas no aforadas. Para este caso, el Método de la Avenida índice debe adaptarse, a fin de tomar en cuenta las poblaciones mezcladas.
<i>Identificador</i>	http://hdl.handle.net/123456789/798

Predicción hidrológica mediante el Método de la Avenida Índice para dos poblaciones

Alfonso Gutiérrez-López
Aldo Iván Ramírez

Instituto Mexicano de Tecnología del Agua

En México, la ocurrencia de fenómenos hidrometeorológicos extremos es prácticamente una constante cada año. Estos fenómenos son causantes de avenidas importantes tanto en zonas montañosas como en las planicies de inundación, y pueden generar graves inundaciones con las consiguientes pérdidas económicas y problemas sociales. La predicción hidrológica es un instrumento que puede aportar beneficios sustanciales en el control de los daños producidos por estos fenómenos extremos. En este contexto, en México es común el uso del Método de la Avenida Índice, el cual es una herramienta útil para el planteamiento de esquemas de predicción hidrológica en cuencas no aforadas. El Método de la Avenida Índice fue pensado como un esquema para mejorar las ecuaciones regionales obtenidas a partir de las relaciones planteadas entre las características fisiográficas de las cuencas y sus registros hidrométricos. El procedimiento fue originalmente desarrollado sobre la base de que los registros están descritos probabilísticamente por una distribución de valores extremos tipo I (Gumbel) y con los límites de confianza planteados por la prueba de homogeneidad de Langbein, los cuales fueron obtenidos tomando como referencia la relación que guardan los eventos con un periodo de retorno de diez años con el evento medio, definido como aquel que tiene un periodo de retorno de 2.33 años. Se han propuesto muchas modificaciones al Método de la Avenida Índice desde su planteamiento original por Dalrymple en 1960. La mayoría de éstas se orientan a incrementar el número de variables independientes que se usan para la transferencia de la información hidrológica. Sin embargo, un problema que aqueja a los países que están sujetos a la incidencia de ciclones tropicales y huracanes es que las distribuciones que mejor describen las avenidas son las correspondientes a dos poblaciones. En México, por ejemplo, es común el uso de la función Gumbel doble en la estimación de eventos de diseño. Para este caso, el Método de la Avenida Índice debe adaptarse, a fin de tomar en cuenta las poblaciones mezcladas. En este trabajo se presenta dicha modificación y los fundamentos de su aplicación para la predicción hidrológica. Finalmente, la estimación de eventos de diseño para cuencas no aforadas de la región hidrológica 10, Río Fuerte, en México, se presenta como ejemplo de aplicación.

Palabras clave: análisis regional, doble Gumbel, Avenida Índice, prueba de Langbein.

Introducción

Uno de los principales problemas a los que se enfrenta un ingeniero hidrólogo es, sin duda, el diseño de obras hidráulicas en zonas con poca o nula información climatológica e hidrométrica. Por otra parte, el cambio climático provoca una modificación en los patrones tradicionales del régimen de precipitación

y escurrimiento, aumentando la incertidumbre en la estimación de eventos futuros. La regionalización hidrológica es empleada para facilitar la transferencia de información hidrometeorológica e hidrométrica a sitios con escasa o nula información a partir de información de cuencas vecinas (Gingras y Adamowski, 1993). El proceso de regionalización comprende una serie de detalles que deben cuidarse para llevar a cabo

una predicción confiable de los eventos de diseño. Asimismo, se ha demostrado que los procedimientos regionales constituyen una herramienta que ofrece ventajas cuantitativas respecto al procedimiento clásico de llevar a cabo un análisis de frecuencias en un solo sitio (Beran *et al.*, 1990; Smithers y Schulze, 2001). Una de las partes importantes en un análisis regional es lograr una definición "reglamentada" de las regiones hidrológicamente homogéneas. Esta parte, en especial, constituye quizás la etapa más difícil dentro de un proceso de regionalización (Smithers y Schulze, 2001). De los muchos procedimientos que han sido propuestos para delimitar regiones hidrológicamente homogéneas se pueden mencionar los siguientes: el análisis de residuales (Bhaskar y O'Connor, 1989; Hall *et al.*, 2002); los procedimientos no paramétricos (Adamowski, 1989 y 2000); la definición de una distribución de probabilidad única y representativa de la región (Wiltshire, 1985 y 1986; Burn, 1989 y 1997; Lu y Stedinger, 1992; Kachroo *et al.*, 2000; Leviandier *et al.*, 2000; Castellarin *et al.*, 2001; Krzysztofowicz, 2001), y la utilización de técnicas multivariadas (Gingras y Adamowski, 1993).

Por otro lado, en la mayoría de los casos y especialmente en Latinoamérica, la distribución de Gumbel continúa siendo ampliamente utilizada (Heo *et al.*, 2001a, 2001b). Sin embargo, existe evidencia de que sobre todo en cuencas costeras los fenómenos provienen de dos poblaciones (Varas y Lara, 1998). Finalmente, se puede afirmar que la correlación múltiple entre las características fisiográficas de una cuenca y los gastos máximos de un río es aún el procedimiento más tradicional y utilizado para construir las ecuaciones regionales (Zolt y Burn, 1994; Prabhata *et al.*, 1995).

Otra etapa importante en una regionalización hidrológica consiste en seleccionar las características o variables que describen el comportamiento hidrológico de una región. En este aspecto, las características fisiográficas y geográficas de una cuenca, junto con los estadísticos de una serie histórica de escurrimientos, constituyen los principales componentes de las ecuaciones regionales. Nathan y McMahon (1990), y el grupo GREHYS (1996a, 1996b) presentan una valiosa recopilación de dichas variables. Así, se puede afirmar que una intensiva selección de características significativas de una región, combinada con un análisis estadístico de las series de escurrimientos, constituye la mejor alternativa para construir un modelo regional (Gutiérrez, 1996; Escalante y Reyes, 2000; Berger y Entekhabi, 2001; Burn y Elnur, 2002).

La idea de contar con un modelo regional que represente "próximamente" la realidad de una cuenca y que pueda competir con eficiencia con los modelos

distribuidos no es producto de una casualidad. La eficiencia de los modelos regionales radica en: a) seleccionar las características significativas de la región, b) llevar a cabo una delimitación de regiones hidrológicamente homogéneas y c) obtener coeficientes de correlación altos en las ecuaciones regionales de cada subregión. Los problemas comienzan cuando las pruebas de homogeneidad de regiones no son exhaustivas y las series históricas de escurrimientos no provienen de una población única. En este sentido, el Método de la Avenida Índice (Dalrymple, 1960) constituye una herramienta importante en México (empleada tradicionalmente en Norteamérica) para transferir información hidrológica entre regiones homogéneas y estimar eventos de diseño en cuencas no aforadas, o para comparar los resultados de nuevos procedimientos de estimación de escurrimientos máximos (Rosbjerg y Kjeldsen, 2000). También puede ser empleada para probar la confiabilidad de fórmulas empíricas que relacionan las características fisiográficas y climatológicas de una región hidrológica (Gottschalk y Krasovskaia, 2000) e incluso para estimar curvas de gasto-duración-periodo de retorno en cuencas no aforadas (Javelle *et al.*, 2000) y para evaluar los daños por inundación en sitios sin registros hidrométricos (Gutiérrez y Reyes, 1998).

Una de las ventajas de este método sobre algunos otros es el hecho de que combina un análisis de frecuencias (distribución de Gumbel) y la prueba de homogeneidad de Langbein (Langbein, 1959). Para el caso de la república mexicana, la cual está sujeta a la incidencia de ciclones tropicales en ambos litorales, la mayoría de las series de gastos máximos anuales provienen de dos poblaciones diferentes: la primera formada por los escurrimientos producidos por precipitaciones relacionadas con los fenómenos meteorológicos dominantes en la región y, la segunda, de los gastos producidos precisamente por precipitaciones ciclónicas, normalmente mayores que los primeros (González, 1970). Derivado de lo anterior, se intuye que si se requiere aplicar el procedimiento de la Avenida Índice al caso de registros que provengan de dos poblaciones será necesario adecuar la prueba de homogeneidad. En este trabajo se desarrolla un procedimiento para inferir los eventos de diseño en cuencas no aforadas mediante el empleo de las características fisiográficas de la región (área de la cuenca) y la distribución de probabilidad doble Gumbel, siguiendo las bases del Método de la Avenida Índice.

Prueba de homogeneidad

Suponga que se toma una muestra que contiene mil observaciones de los escurrimientos en un río. Al dividir

ésta en cien partes y calcular el gasto para un periodo de retorno de diez años, en cada muestra parcial se esperaría que no hubiera una variación significativa entre los cien gastos decenales, ya que éstos fueron tomados de la misma muestra (población original). Si esto sucede, se dice que las cien muestras parciales son homogéneas. Para el caso en que tomáramos mil muestras en cien estaciones hidrométricas es evidente que el gasto decenal para cada estación será diferente (Llamas, 1993). Lo importante ahora será conocer si estas variaciones son ocasionadas por el azar o porque las muestras no provienen de la misma población; es decir, si las cien muestras parciales son homogéneas o no. Para resolver esta incógnita es necesario determinar los límites de confianza para delimitar la región de aceptación de la hipótesis de homogeneidad. De esta forma, las muestras que se ubiquen con cierta probabilidad dentro del intervalo de confianza serán consideradas como homogéneas, no así las que se localicen fuera de éste. El principio matemático de esta prueba consiste en tomar una variable aleatoria x con una función de densidad de población $f(x)$ y un m -ésimo valor x_m de una serie de n observaciones ordenadas en forma creciente. Entonces la probabilidad p y la variable x_m dependen de m , n y $f(x)$, según la expresión (Llamas, 1993):

$$\Phi_n = \frac{n!}{(n-m)!(m-1)!} q^{m-1} (1-q)^{n-m} f(x) \quad (1)$$

$$q = p(\bar{x}) = \frac{m}{n+1} \quad \text{y} \quad p = 1 - q(\bar{x})$$

Y el periodo de retorno de cualquier evento podrá representarse como:

$$T = 1/(1-p) \quad \text{o} \quad p = 1 - (1/T) \quad (2)$$

En donde el desarrollo en serie de Taylor de $p(\bar{x})$ es:

$$p(x) = p(\bar{x}) + (x - \bar{x})f(\bar{x}) + \frac{(x - \bar{x})^2}{2} f'(\bar{x}) + \dots$$

Si se desprecian los términos de orden superior al lineal se tiene:

$$p(x) - p(\bar{x}) = (x - \bar{x})f(\bar{x})$$

$$\Phi_n(x_m) = kf(x) \exp\left[-\frac{n(x - \bar{x})^2 f^2(\bar{x})}{2p(\bar{x})(1-p(\bar{x}))}\right]$$

y como $x \approx \bar{x}$ y $f(x) = f(\bar{x})$:

$$\Phi_n(x_m) = \Phi_n(x) = kf(\bar{x}) \exp\left[-\frac{n(x - \bar{x})^2 f^2(\bar{x})}{2p(\bar{x})(1-p(\bar{x}))}\right]$$

Lo que representa una distribución normal con varianza:

$$\sigma_m^2 = \frac{p(\bar{x}) [1-p(\bar{x})]}{n f^2(\bar{x})} \quad (3)$$

Si se emplea la variable reducida $y = \alpha(x - \beta)$, donde α es el parámetro de escala, β es el parámetro de ubicación y x es el evento hidrológico a estimar, al calcular dichos parámetros a partir del método de momentos o de máxima verosimilitud, la desviación estándar estará dada por:

$$\sigma_y \sqrt{n} = \sqrt{pq} / f(\bar{y}) \quad (4)$$

Esta expresión se considera aceptable dentro del intervalo $0.15 \leq p \leq 0.85$ (Llamas, 1993); fuera de este intervalo, la distribución no es normal; entonces será posible estimar la desviación estándar de una función de distribución estandarizada a partir del número de elementos de la muestra y de su correspondiente periodo de retorno, estimado con base en la expresión (2). Al sustituir la función de densidad de probabilidad de Gumbel en la expresión (4), empleando la variable reducida y se tiene:

$$f(\bar{y}) = \exp(-y - e^{-y}) \quad -\infty \leq y \leq \infty \quad (5)$$

La desviación estándar de la variable reducida será:

$$\sigma_y = \frac{\sqrt{pq}}{\sqrt{n} \exp(-y - e^{-y})} \quad \sigma_y = \frac{e^y}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{T-1}} \quad (6)$$

Tomando la distribución Gumbel:

$$p = 1 - (1/T) = e^{-e^{-y}} \quad (7)$$

$$y = -\ln\left[-\ln\left(1 - (1/T)\right)\right] \quad (8)$$

Y considerando el periodo de retorno decenal $T = 10 \rightarrow y_{10} = 2.2504$, la expresión (6) se puede escribir como:

$$2\sigma_y = 6.328/\sqrt{n} \quad (9)$$

Si suponemos que y_{10} es un estimador de la media de la población, y que σ_y estima la distribución de las desviaciones de la variable y en función de las frecuencias relativas, entonces la media puede ser expresada según la ecuación (10), y empleando conjuntamente las expresiones (7) y (10) se obtienen los límites tradicionales de la prueba de homogeneidad del Método de la Avenida Índice; usando la distribución de Gumbel (Kite 1977; Llamas 1993) se tiene:

$$\mu = y_{10} = \pm 6.328/\sqrt{n} \quad ; \quad y = y^* = \mu_{0.95} \quad (10a)$$

$$T = \frac{1}{\left(1 - e^{-e^{y^*}}\right)} \quad (10b)$$

Con el valor inferior T_i y superior T_s del periodo de retorno para cualquier valor de y^* y n (número de observaciones) se obtienen los límites tradicionales de la prueba de homogeneidad.

Distribución de probabilidad doble Gumbel

Ya se mencionó que una serie de gastos máximos puede ser producida por tormentas ciclónicas y no ciclónicas. Se puede demostrar (González, 1970; Yue, 2000) que en estos casos la función de distribución de probabilidad puede expresarse como:

$$F(x) = \lambda F_1(x) + (1 - \lambda) F_2(x) \quad (11)$$

donde $F_1(x)$ y $F_2(x)$ son, respectivamente, las funciones de distribución de probabilidad de los gastos máximos anuales no producidos por tormentas ciclónicas y de los producidos por ellas, y λ es la probabilidad de que en un año cualquiera el gasto máximo no sea producido por una tormenta ciclónica. A este parámetro λ también se le conoce con el nombre de parámetro de asociación. Gutiérrez (2004) propone que las funciones $F_1(x)$ y $F_2(x)$ sean del tipo Gumbel; de esta manera, la expresión (11) tendrá la forma:

$$F(x) = \lambda \exp^{-\exp\left(-\frac{x-\mu_1}{\alpha_1}\right)} + (1-\lambda) \exp^{-\exp\left(-\frac{x-\mu_2}{\alpha_2}\right)} \quad (12)$$

$$f(x) = \frac{\lambda}{\alpha_1} \exp^{-\exp\left(-\frac{x-\mu_1}{\alpha_1}\right)} \exp\left(-\frac{x-\mu_1}{\alpha_1}\right) + \left(\frac{1-\lambda}{\alpha_2}\right) \exp^{-\exp\left(-\frac{x-\mu_2}{\alpha_2}\right)} \exp\left(-\frac{x-\mu_2}{\alpha_2}\right) \quad (13)$$

donde μ_1 es el parámetro de ubicación de la primera población; α_1 , el parámetro de escala de la primera población; μ_2 , el parámetro de ubicación de la segunda población; α_2 , el parámetro de escala de la segunda población, y λ relaciona el tamaño de la población no ciclónica en cuanto al total de la muestra. La función logarítmica de verosimilitud de esta distribución está dada por:

$$LL = \sum_{i=1}^n L_n \left[\frac{\lambda}{\alpha_1} e^{-e^{-\left(\frac{x_i-\mu_1}{\alpha_1}\right)}} e^{-\left(\frac{x_i-\mu_1}{\alpha_1}\right)} + \left(\frac{1-\lambda}{\alpha_2}\right) e^{-e^{-\left(\frac{x_i-\mu_2}{\alpha_2}\right)}} e^{-\left(\frac{x_i-\mu_2}{\alpha_2}\right)} \right] \quad (14)$$

Método de la Avenida Índice para dos poblaciones

Como se mencionó anteriormente, la idea básica del Método de la Avenida Índice consiste en estimar eventos de diseño en lugares no aforados o con poca información hidrométrica. Esta predicción se lleva a cabo sobre el principio básico de que la cuenca en estudio forma parte de la red hidrográfica de la zona y que, además, ésta pertenece a una región hidrológicamente homogénea de la cual pueden extrapolarse escurrimientos a partir de sus características fisiográficas y climatológicas (Kite, 1977). El evento medio anual en cada cuenca estará representado por el periodo de retorno de 2.33 años, el cual es un valor teórico que se toma al efectuar un análisis de frecuencias empleando la distribución extrema tipo I. Es decir, el índice de la media de todos los valores máximos observados ocurre para un periodo de retorno de 2.33 años. La transferencia de información hidrológica dentro de la zona homogénea se lleva a cabo empleando una curva regional de frecuencias que relaciona los escurrimientos y las características fisiográficas y climatológicas medias de la zona (frecuentemente el área de la cuenca).

Debido a la escasa red hidrométrica en la república mexicana, este procedimiento es muy empleado para la predicción de avenidas. Además, como fue desarrollado para distribuciones extremas, representa de manera aceptable los eventos que ocurren en la mayoría de las cuencas hidrológicas mexicanas. Sin embargo, dada su ubicación, las cuencas del pacífico mexicano, por ejemplo, están expuestas a fenómenos ciclónicos que no siempre son bien representados por una distribución de una sola población. Para tomar en cuenta este fenómeno se desarrolla aquí el Método de la Avenida Índice para dos poblaciones.

A fin de establecer un adecuado comportamiento de variables hidrológicas, principalmente los gastos

máximos anuales, con base en las propiedades estadísticas de la muestra, los límites de la prueba de homogeneidad son modificados y se obtienen a partir de la función de probabilidad Doble Gumbel, empleando la variable reducida y:

$$f(\bar{y}) = \lambda \left[\exp(-e^{-y_1})(e^{y_1}) \right] + (1-\lambda) \left[\exp(-e^{-y_2})(e^{y_2}) \right] \quad (15)$$

en donde el primer término representa la muestra de eventos para la temporada normal de lluvias y el segundo para los eventos ciclónicos. Siguiendo el procedimiento antes expuesto se tiene:

$$1 - \frac{1}{T} = \lambda e^{-e^{-y_1}} + (1-\lambda)e^{-e^{-y_2}} \quad (16)$$

en la cual si $\lambda=1$ o $\lambda=0$, la expresión se reduce a la ecuación (7), que es el caso para una sola población.

Tomando nuevamente el periodo de retorno decenal $T=10$ años, se puede verificar que las variables reducidas tanto para la población uno como para la población dos son ambas iguales a 2.2504 para cualquier valor del parámetro de asociación λ . Con esto, y en virtud de que se trata de una mezcla de poblaciones y el hecho de que λ no influye en el cálculo de variancias, se establece la hipótesis de que cada variable, al estar descrita probabilísticamente por una distribución Gumbel univariada, contribuye en igual magnitud al cálculo de la desviación estándar, con lo cual:

$$2\sigma_y = 3.164/\sqrt{n} \quad (17)$$

Empleando conjuntamente las expresiones (16) y (17) se obtienen los nuevos límites de la prueba

de homogeneidad, empleando la distribución Doble Gumbel (cuadro 1).

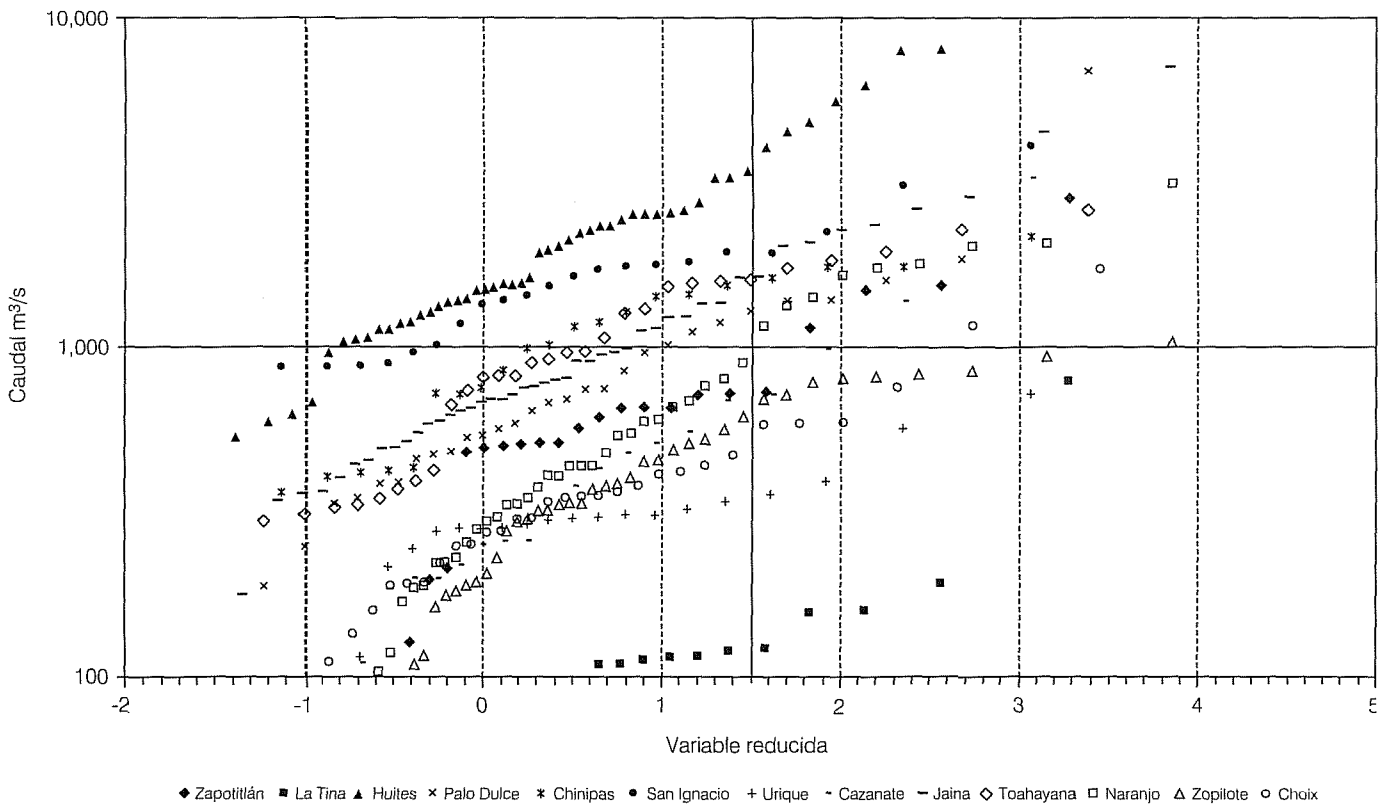
Aplicación

La región hidrológica 10 se encuentra ubicada al noroeste de la república mexicana, entre los 105° 30' y 109° 00' de longitud oeste, y los 23° 30' y 28° 30' de latitud norte. Es una de las regiones más importantes en el país, tanto por lo que se refiere al grupo de corrientes caudalosas que reúne, como también en cuanto a los usos que se les da a tales caudales; lo que ha dado lugar a la creación de una zona que se cuenta entre las más productivas del país desde el punto de vista agrícola. Existen 42 estaciones hidrométricas dentro de esta región. Presenta un indudable comportamiento ciclónico, ya que de las 42 estaciones, los registros de 28 cuencas se ajustan a la distribución Doble Gumbel; es decir, esta zona es altamente vulnerable a fenómenos naturales extremos (Magaña *et al.*, 1997; Escalante y Reyes, 1998). Dentro de la cuenca drenada por el río Fuerte se localizan 17 estaciones hidrométricas y de éstas, sólo 13 tienen registros disponibles y confiables. Los periodos de registro comprenden, en promedio, 32 años (desde 1939 hasta 1993, año en el que se construyó la presa Huites). El tiempo base de estudio se determinó a partir del mayor número de años de registro en común para la mayoría de las estaciones. Se encontró un periodo de 21 años en común para las 13 estaciones mencionadas, que va de 1965 a 1985. La ilustración 1 muestra parte de los escurrimientos en esta región; se puede observar que a partir de los cinco años de periodo de retorno (variable reducida igual a 1.5), los eventos registrados representan los escurrimientos generados en la temporada de huracanes.

Cuadro 1. Límites de la prueba de homogeneidad para dos poblaciones.

Años n	$2\sigma_y=3.164/\sqrt{n}$	Límite inferior		Límite superior	
		$y_{10}-2\sigma$	T_i (años)	$y_{10}+2\sigma$	T_s (años)
5	1.41	0.84	2.84	3.66	39.54
10	1.00	1.25	4.01	3.25	26.30
20	0.71	1.54	5.20	2.96	19.75
30	0.58	1.67	5.84	2.83	17.41
40	0.50	1.75	6.27	2.75	16.15
50	0.45	1.80	6.58	2.70	15.34
100	0.32	1.93	7.43	2.57	13.52
200	0.22	2.03	8.10	2.47	12.37
500	0.14	2.11	8.75	2.39	11.44
1,000	0.10	2.15	9.10	2.35	10.99

Ilustración 1. Caudales máximos anuales de las estaciones hidrométricas, región hidrológica 10.

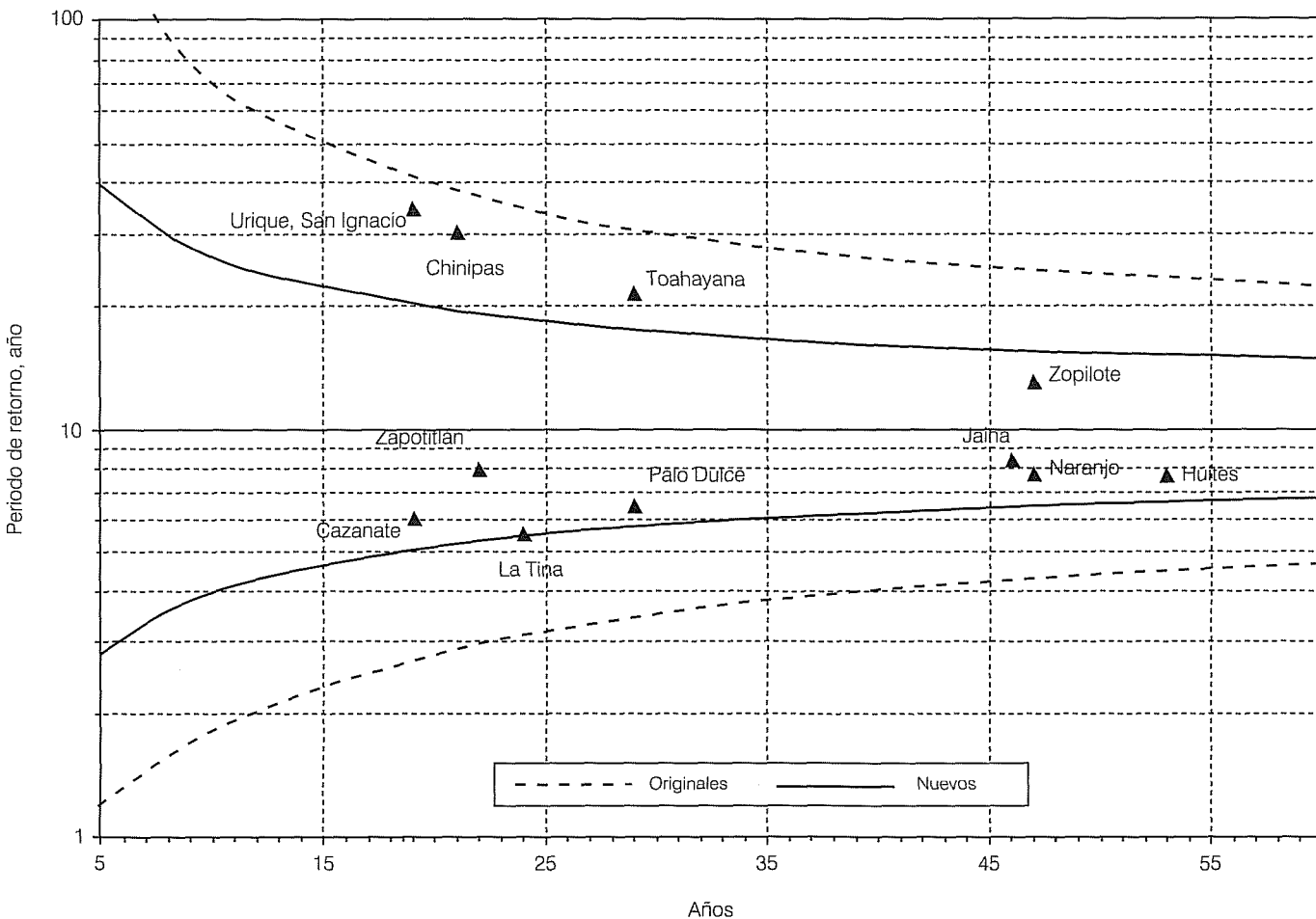


Para considerar la totalidad de los eventos extremos se toman los registros completos de las 13 estaciones de la zona en estudio y se establecen sus correspondientes curvas de frecuencia, ajustadas a la distribución propuesta Doble Gumbel. Para obtener los respectivos eventos a partir de una muestra que tome en cuenta una población de eventos que provienen de fenómenos ciclónicos, se propone resolver la expresión (12), maximizando su forma logarítmica (ecuación 14). Los parámetros se obtienen empleando el modelo de optimización no lineal, multivariado y restringido de Rosenbrock (Shampine, 1982). Para validar el procedimiento propuesto, se recurre a eliminar del análisis el registro de la estación Choix, y se llevan a cabo los dos procedimientos simultáneos: tanto el de la Avenida Índice tradicional, empleando la distribución Gumbel (Campos, 1994), como el modificado, empleando la distribución Doble Gumbel. Se estima el gasto índice medio ($q_{2.33}$) y el gasto índice decenal (q_{10}) para cada estación, empleando las dos distribuciones de probabilidad propuestas (5) y (15). Con esta serie de gastos se llevan a cabo las dos pruebas de homogeneidad para encontrar las estaciones que forman la región homogénea. En la ilustración 2 se observan los límites tradicionales en

línea discontinua y, en línea continua, los nuevos límites propuestos. Es importante señalar que para el procedimiento tradicional, las 12 estaciones forman una región homogénea; mientras que para la prueba de homogeneidad modificada, no. Esto se debe a que los nuevos límites propuestos son más cerrados que los anteriores y delimitan la región homogénea sólo con ocho estaciones. Entonces deben, en este último caso, eliminarse del análisis las estaciones Chinipas, San Ignacio, Urique y Toahayana. Contrariamente a lo que se pudiera pensar, eliminar estas estaciones del análisis enriquece aún más el modelo regional, ya que al considerar el total de las estaciones disminuye la precisión en la predicción, tal como se muestra en la ilustración 3.

También se establece la relación que existe entre la fisiografía de la zona y los gastos índices medios calculados a partir de las dos distribuciones, en m^3/s . La siguiente curva regional representa dicha relación a partir de la distribución Gumbel (ilustración 3b y ecuación 18). Expresión válida para áreas mayores de $250 km^2$, en donde r es el coeficiente de determinación:

Ilustración 2. Límites de la prueba de homogeneidad para dos poblaciones.



$$q_{2.33} = 398 + (0.1 \text{ Área}) - (85328.47 / \text{Área}) \quad r = 0.94 \quad (18)$$

Para la misma relación, pero empleando el procedimiento de dos poblaciones, se tiene una expresión válida para áreas mayores de 200 km² del tipo:

$$q_{2.33} = 423 + (0.66 \text{ Área}) - (107029.5 / \text{Área}) \quad r = 0.84 \quad (19)$$

A continuación se divide cada uno de los escurrimientos del periodo común entre su respectivo gasto medio, esto es $(Q/q_{2.33})$. De esta forma se obtienen dos matrices regionales, ambas formadas por dichos valores y para los 21 años de registro. La matriz del procedimiento original contiene las 12 estaciones, mientras que la segunda matriz agrupa en una región homogénea sólo ocho estaciones, ya que para el caso de la distribución Doble Gumbel fueron rechazadas las cuatro cuencas antes mencionadas.

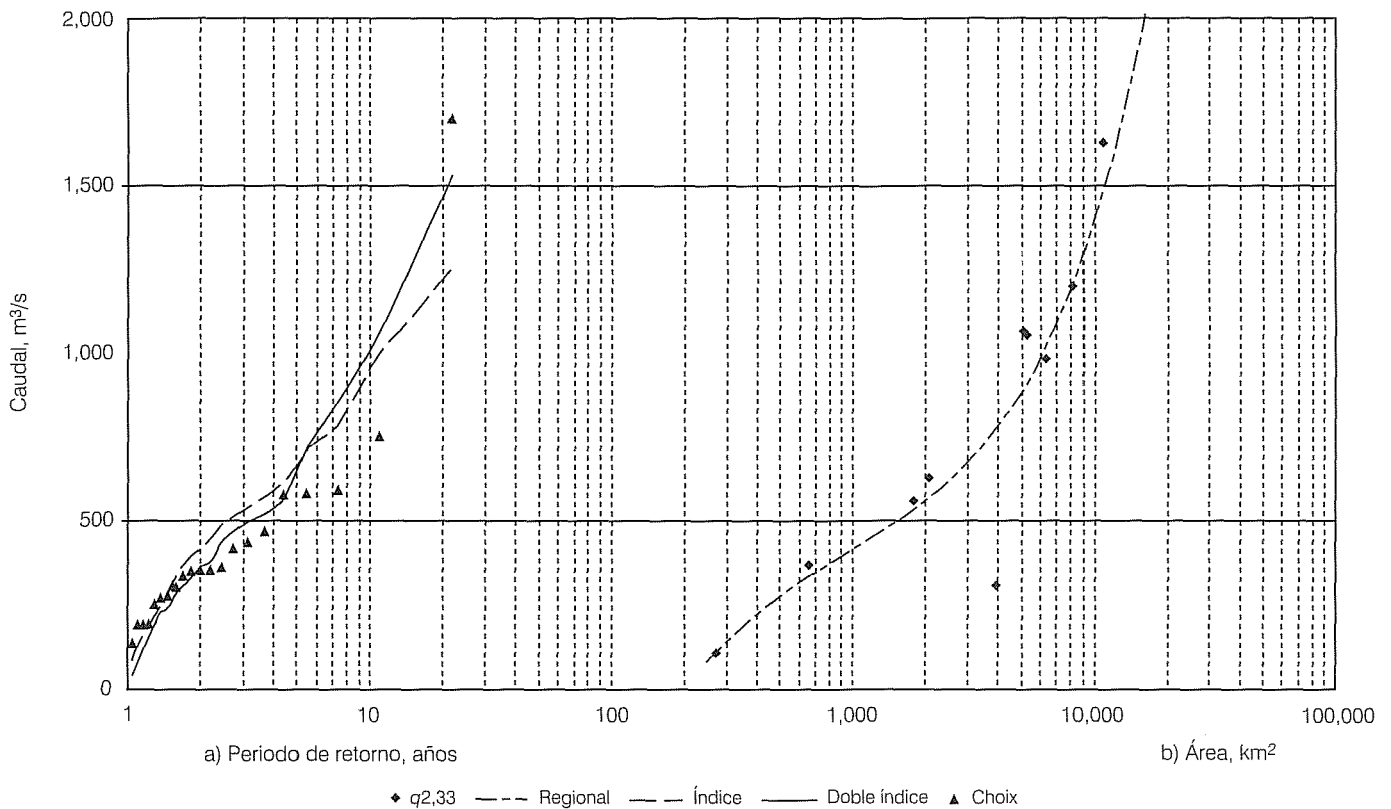
Para cada estación se obtienen las medianas de la relación $(Q/q_{2.33})$ adimensional y su correspondiente periodo de retorno (T , en años), estimado a través de la expresión (2). De esta forma, para el procedimiento tradicional de la Avenida Índice se obtiene la curva regional de frecuencias, la cual representa el comportamiento de la región y que permitirá obtener el evento medio para el periodo de retorno deseado.

$$T = 1.022 e^{\left[\frac{(\ln(Q/q_{2.33}) + 1.273)^2}{1.674} \right]} \quad r = 0.984 \quad (20)$$

Para el método propuesto de dos poblaciones se tiene:

$$T = 0.956 e^{\left[\frac{(\ln(Q/q_{2.33}) + 1.705)^2}{2.774} \right]} \quad r = 0.988 \quad (21)$$

Ilustración 3. Predicción hidrológica para la estación Choix y curva regional de fisiografía.



Para la predicción en la estación Choix se conoce que el registro común en la zona en estudio es de 21 años. Para el primer valor a predecir se tendrá entonces un periodo de retorno de $T=22$. Los valores de la relación $(Q/q_{2,33})$ para ambos métodos se obtienen al sustituir este valor de T y despejar las relaciones $(Q/q_{2,33})$ de las expresiones (20) y (21). Con el valor del área de la cuenca drenada hasta la estación Choix, $A=1,403$ km², se obtiene, por ejemplo, de la ecuación (18) o de la ilustración 3b, $q_{2,33}=477$ m³/s. Con estos valores simplemente se despeja el valor del gasto (Q) que será el correspondiente valor inferido para el periodo de retorno de 22 años (cuadro 2). El resultado de esta secuencia para los periodos de retorno dentro del intervalo seleccionado produce una curva de frecuencias en la cuenca "supuestamente" no aforada Choix (ilustración 3a). Cabe recordar que la estación Choix fue omitida durante todo el análisis. Finalmente se comparan los resultados obtenidos con los valores reales registrados en la estación Choix durante su periodo común (1965-1985). Puede observarse claramente una correcta representación de los valores extremos empleando el método propuesto, tomando en cuenta, en la misma

distribución, la población de los eventos ciclónicos (ilustración 3a).

Conclusiones

El procedimiento tradicional de la Avenida Índice logra una estimación aceptable de los eventos hidrológicos para periodos de retorno bajos. Sin embargo, la predicción de los gastos máximos para periodos de retorno mayores a diez años es usualmente necesaria para el dimensionamiento de diversas obras hidráulicas. Asimismo, encontrar muestras de datos hidrológicos que provienen de dos poblaciones no es un concepto nuevo; por ejemplo, en Alberta, Canadá, al aplicar el procedimiento tradicional de la Avenida Índice, se encontraron algunos problemas, ya que los escurrimientos máximos anuales están formados por el deshielo de las partes altas y por las lluvias que provienen de la costa del océano Pacífico (Ouarda *et al.*, 1999). Es claro que un análisis de frecuencias para una sola población no puede distinguir entre estos dos tipos de fenómenos. Al emplear un procedimiento probabilístico y regional que tome en cuenta dos tipos de eventos

Cuadro 2. Predicción en la estación Choix para el periodo de retorno de 22 años.

Procedimiento	T años	Q/q _{2.33}	q _{2.33} m ³ /s	Caudal estimado Q m ³ /s
Método tradicional de la Avenida Índice	22	2.63	477	1,255
Avenida Índice para dos poblaciones	22	3.49	439	1,533
Valor real estación Choix	22	4.32	393	1,700

hidrológicos a la vez, se logra una representación más confiable de los verdaderos puntos extremos de una serie de escurrimientos máximos anuales.

Algunos estudios mencionan que la prueba tradicional de homogeneidad no agrupa en forma confiable la posible región homogénea. El problema radica en que esta prueba emplea el gasto índice decenal (q_{10}).

Considerando que en la mayoría de las cuencas fuertemente expuestas a fenómenos climatológicos extremos dichos fenómenos se presentarán con toda seguridad en periodos de retorno superiores a diez años, estimar un escurrimiento decenal no siempre resulta confiable, ya que no siempre se dispone de registros suficientemente largos como para representar la curva de frecuencia de los eventos extremos. Sin embargo, cuando este procedimiento regional se combina con la distribución de probabilidad Doble Gumbel, se comprueba que los nuevos límites de la prueba de homogeneidad hacen más estricta la prueba, por lo cual verdaderamente se agrupa a las cuencas que contribuyen en el modelo regional, aunque deban eliminarse del análisis algunas estaciones. Esto se comprueba al comparar los eventos inferidos con los eventos reales registrados en la estación Choix, que fueron omitidos desde el principio del análisis.

También se cuestiona el empleo del área como única característica fisiográfica para la transferencia de información hidrológica. Sin embargo, se ha demostrado que la influencia del área drenada de una cuenca es grande cuando se estudian escurrimientos para periodos de ocurrencia altos, por lo que una distribución que represente verdaderamente eventos extremos estará bien asociada al empleo del área de la cuenca como característica fisiográfica de transferencia de información.

Finalmente, cabe recordar que la selección de las características fisiográficas que son empleadas en cualquier análisis regional debe garantizar la representación confiable de los eventos hidrológicos a predecir y deben buscarse nuevas relaciones, como por ejemplo la orientación geográfica de las cuencas o

la relación de los escurrimientos máximos con el relieve topográfico.

Recibido: 16/07/2004

Aprobado: 18/10/2004

Referencias

- ADAMOWSKI, K. A Monte Carlo comparasion of parametric and non-parametric estimation of flood frequencies. *Journal of hydrology*. Vol. 108, 1989, pp. 295-308.
- ADAMOWSKI, K. Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *Journal of hydrology*. Vol. 229, núm. 3-4, 2000, pp. 219-231.
- BERAN, M.A., BRILLY, M., BECKER, A. y BONACCI, O. *Regionalization in hydrology*. International Association of Hydrological Sciences. IAHS Publication no. 191, 1990, p. 260.
- BERGER, K.P. y ENTEKHABI, D. Basin hydrologic response relations to distributed physiographic descriptors and climate. *Journal of hydrology*. Vol. 247, núm. 3-4, 2001, pp. 169-182.
- BHASKAR, N.R. y O'CONNOR, C.A. Comparasion of method of residuals and cluster analysis for flood regionalization. *Journal water resource plan. manage*. Vol. 115, núm. 6, 1989, pp. 793-808.
- BURN, D.H. Delineation of groups for regional flood frequency analysis. *Journal of hydrology*. Vol. 104, 1989, pp. 345-361.
- BURN, D.H. Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. *Journal of hydrology*. Vol. 202, núm. 1-4, 1997, pp. 212-230.
- BURN, D.H., y ELNUR, M.A.H. Detection of hydrologic trends and variability. *Journal of hydrology*. Vol. 255, núm. 1-4, 2002, pp. 107-122.
- CAMPOS, D. Aplicación del método del índice de crecientes en la región hidrológica número 10, Sinaloa. *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. IX, núm. 3, 1994, pp. 41-55.
- CASTELLARIN, A., BURN, D.H. y BRATH, A. Assessing the effectiveness of hydrological similarity measures for flood

- frequency analysis. *Journal of hydrology*. Vol. 241, núm. 3-4, 2001, pp. 270-285.
- DALRYMPLE, T. Flood frequency analysis. *USGS water supply*. Paper 1543-a, 1960.
- ESCALANTE, C. y REYES, L. Identificación y análisis de sequías en la región hidrológica número 10, Sinaloa. *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. XIII, núm. 2, 1998, pp. 23-43.
- ESCALANTE, C. y REYES, L. Estimación regional de avenidas de diseño. *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. XV, núm. 2, 2000, pp. 47-61.
- GINGRAS, D. y ADAMOWSKI, K. Homogeneous region delimitation based on annual flood generation mechanisms. *Hydrological sciences journal*. Vol. 38, 1993, pp. 103-121.
- GONZÁLEZ, V. *Contribución al análisis de frecuencias de valores extremos de los gastos máximos en un río*. Publicación 277. México, D.F.: Instituto de Ingeniería, UNAM, 1970.
- GOTTSCHALK, L. y KRASOVSKAIA, I. *Analysis of extreme floods in humid tropics, a case study for Costa Rica*. Nice, Francia: EGS XXV General Assembly, 2000.
- GREHYS (GROUPE DE RECHERCHE EN HYDROLOGIE STATISTIQUE). Inter-comparison of regional flood frequency procedures for Canadian rivers. *Journal of hydrology*. Vol. 186, núm. 1-4, 1996a, pp. 85-103.
- GREHYS (GROUPE DE RECHERCHE EN HYDROLOGIE STATISTIQUE). Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *Journal of hydrology*. Vol. 186, núm. 1-4, 1996b, pp. 63-84.
- GUTIÉRREZ, A. Hydrological forecasting using the double index flood method. *Hydrology: science and practice for the 21st. century*. Vol. I. British Hydrological Society, 2004, pp. 113-119.
- GUTIÉRREZ, A. *Selección de las características fisiográficas significativas de una cuenca, para efectos de regionalización*. XIV Congreso Nacional de Hidráulica, Acapulco, México, 1996.
- GUTIÉRREZ, A. y REYES, J. *Prospective damage flood using index flood method*. International Symposium on Water Management and Hydraulic Engineering. Dubrovnik, 1998.
- HALL, M.J., MINNS, A.W. y ASHRAFUZZAMAN, A.K.M. The application of data mining techniques for the regionalisation of hydrological variables. *Hydrology and earth system sciences*. Vol. 6, 2002, pp. 685-694.
- HEO, J.H., BOES, D.C. y SALAS, J.D. Regional flood frequency analysis based on a Weibull model: Part 1. Estimation and asymptotic variances. *Journal of hydrology*. Vol. 242, núm. 3-4, 2001a, pp. 157-170.
- HEO, J.H., SALAS, J.D. y BOES, D.C. Regional flood frequency analysis based on a Weibull model: Part 2. Simulations and applications. *Journal of hydrology*. Vol. 242, núm. 3-4, 2001b, pp. 171-182.
- JAVELLE, P., BOBEE, B., LANG, M. y OUARDA, T.B. Application of the index flood method to the flow-duration-frequency approach. *EGS XXV General Assembly*. Nice, Francia, 2000.
- KACHROO, R., MIKHANDI, S. y PARRIDA, B. Flood frequency analysis of southern Africa I. Delineation of homogeneous regions. *Hydrological sciences*. Vol. 45, núm. 3, 2000, pp. 437-447.
- KITE, G.W. Frequency and risk analyses in hydrology. *Water Resources Publications*. 1977, p. 257.
- KRZYSZTOFOWICZ, R. The case for probabilistic forecasting in hydrology. *Journal of hydrology*. Vol. 249, núm. 1-4, 2001, pp. 2-9.
- LANGBEIN, W.B. Hydrologic data networks and methods of extrapolating or extending available hydrologic data. *Trans. Interregional Seminar on Hydrologic works and Methods*. Bangkok, 1959, WMO Flood Control Series # 15, pp. 13-41.
- LEVIANDIER, T., LAVABRE, J. y ARNAUD, P. Rainfall contrast enhancing clustering processes and flood analysis. *Journal of hydrology*. Vol. 240, núm. 1-2, 2000, pp. 62-79.
- LLAMAS, J. *Hydrologie general, principes et applications*. Quebec: Gaëtan Morin Editeur, 1993, p. 527.
- LU, L. y STEDINGER, J. Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test. *Journal of hydrology*. Vol. 138, 1992, pp. 223-245.
- MAGAÑA, R., PÉREZ, J. y MEDINA, S. *El fenómeno de El Niño y la Oscilación del Sur (ENOS), y sus impactos en México*. México, D.F.: Centro de Ciencias de la Atmósfera, UNAM, 1997.
- NATHAN, R.J. y MCMAHON, T.A. Identification of homogeneous regions for the purpose of regionalisation. *Journal of hydrology*. Vol. 121, 1990, pp. 217-238.
- OUARDA, T.B.M.J., LANG, M., BOBÉE, B., BERNIER, J. y BOIS, P. Synthèse de modèles régionaux d'estimation de crue utilisée en France et au Québec. *Revue des sciences de l'eau*. Vol. 12, núm. 1, 1999, pp. 155-182.
- PRABHATA, K., CHANDRA, S., y ALI, A. Mean annual flood estimation. *Journal of water resources planning and management*. 1995, pp. 403-407.
- ROSBJERG, D. y KJELDSSEN, T.R. Comparison of regional index flood estimation procedures. *EGS XXV General Assembly*, Nice, Francia, 2000.
- SHAMPINE, L. Implementation of Rosenbrock methods. *ACM journal of transactions on mathematical software*. Vol. 8, núm. 2, 1982, pp. 93-113.
- SMITHERS, J.C. y SCHULZE, R.E. A methodology for the estimation of short duration design storms in South Africa using a regional approach based on L-moments. *Journal of hydrology*. Vol. 241, núm. 1-2, 2001, pp. 42-52.
- VARAS, E., y LARA, S. Métodos regionales para estimar la probabilidad de frecuencia de crecidas. *Ingeniería del agua*. Vol. 5, núm. 3, 1998, pp. 51-57.

- WILTSHIRE, S.E. Grouping basins for regional flood frequency analysis. *Hydrol. sci. journal*. Vol. 30, núm. 1, 1985, pp. 151-159.
- WILTSHIRE, S.E. Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. *Journal of hydrology*. Vol. 84, 1986, pp. 287-302.
- YUE, S. The Gumbel mixed model applied to storm frequency analysis. *Water resources management*. Vol. 14, 2000, pp. 377-389.
- ZOLT, Z. y BURN, D.H. Flood frequency analysis for ungauged sites using a region of influence approach. *Journal of hydrology*. Vol. 153, 1994, pp. 1-21.

Abstract

GUTIÉRREZ-LÓPEZ, A. & RAMÍREZ, A.I. *Hydrological prediction in two towns using the index-flood method. Hydraulic engineering in Mexico (in Spanish)*. Vol. XX, no. 2, April-June, 2005, pp. 37-47.

In Mexico, the occurrence of extreme hydrometeorological phenomena is a constant virtually every year. These events cause great flows both in the mountains and in the floodplains, and can produce important floods, with the associated economical losses and social problems. Hydrological prediction is a tool that can provide substantial benefits in flood damage control and prevention. In this sense, the index-flood method, which is widely used in Mexico, is a valuable tool in the establishment of basin management schemes for hydrological prediction in ungauged catchments. This methodology was introduced in order to improve regional equations obtained through the relationship between the physiographic characteristics of the basin and the hydrological records available. This method was originally developed under the basis that the recorded flows follow the type I extreme distribution, also known as Gumbel distribution, and the use of confidence limits from the Langbein homogeneity test, which are calculated by considering the relationship between the 10-year event and the mean annual event, defined as that corresponding to a return period of 2.33 years. Many modifications of the original index-flood method have been proposed since it was originally developed by Dalrymple in 1960. The main efforts have been oriented mainly to increase the number of independent variables used for the transfer of hydrological information. However, one common problem for the countries that are subject to hurricane and tropical storms incidence is that the probability function that best fit with the observed data corresponds to a mixed population distribution. In Mexico, for instance, the use of the double gumbel distribution for design event estimation is quite common. In this case, the index-flood method must be modified in order to take into account the presence of the two populations. In this paper, such modification is introduced and the bases of the hydrological prediction are presented. The estimation of design events in ungauged watersheds on the Fuerte River in northwestern Mexico is presented as an example.

Keywords: regional analysis, double gumbel, index-flood method, Langbein test.

Dirección institucional de los autores:

Dr. Alfonso Gutiérrez-López
Dr. Aldo I. Ramírez

Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA),
Paseo Cuauhnáhuac 8532, 62550 Jiutepec, Morelos, México,
teléfono: + (52) (777) 329 3600, extensiones 886 y 400,
agutierrez@tlaloc.imta.mx,
aramirez@tlaloc.imta.mx